

УДК 681.83

## СТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ ВИРОБНИЦТВА ЕЛЕКТРОЕНЕРГІЇ В УКРАЇНІ

**Білоцерківський О.Б.**Національний технічний університет  
«Харківський політехнічний інститут»

Досліджено сучасний стан та тенденції розвитку електроенергетики України. Розглянуто виробництво електроенергії в Україні за місяцями та кварталами 2014-2015 рр. Розраховано аналітичні показники ряду динаміки. З ряду динаміки виділено тренд, сезонну та випадкову складові. Побудовано одночленні та двохчленні регресійні моделі. Зроблено точковий прогноз виробництва електроенергії на 2016 рік.

**Ключові слова:** електроенергія, базисні та ланцюгові показники ряду динаміки, тренд, сезонна і випадкова складові, авторегресійні моделі, точковий прогноз.

**Постановка проблеми.** Електроенергетика – це галузь енергетики України, що включає виробництво, передачу і збут електроенергії. Вона є найбільш важливою галуззю енергетики, що пояснюється такими перевагами електроенергії перед енергією інших видів, як відносна легкість передачі на великі відстані, розподіли між споживачами, а також перетворення її в інші види енергії (механічну, теплову, хімічну, світлову та ін.). Електроенергетика впливає не лише на розвиток народного господарства, але і на територіальну організацію виробничих сил. Електроенергія виробляється здебільше за рахунок непоновлюваних джерел – камінного та бурого вугілля, нафти, природного газу. Тому дослідження в галузі потенційно можливого виробництва електроенергії є актуальними та мають важливе практичне значення.

**Аналіз останніх досліджень і публікацій.** Дослідженню виробництва електроенергії в Україні присвячено роботи [1-3]. Наприклад, роботі [1, с. 153] визначено аналітичні показники динаміки за 2000-2005 рр. А в роботі [2, с. 63] за даними про виробництво електроенергії за 2000-2005 рр. визначено вид лінії тренду – лінійну функцію, розраховано її параметри, оцінено тісноту та значущість зв'язку між ознаками, зроблено точковий та інтервальний прогноз на 2009 рік. У роботі [3, с. 75] визначено базисні та ланцюгові показники ряду динаміки, побудовано

авторегресійні моделі, перевірено їх значущість та прийнятність для прогнозування, зроблено точковий прогноз щодо виробництва електроенергії в Україні на 2015 і 2016 роки.

**Виділення не вирішених раніше частин загальної проблеми.** Результати, отримані в роботах [1-3], вже морально застаріли, крім того не завжди вдається підібрати адекватну регресійну модель, для якої ряд залишків буде задовольняти основним передумовам регресійного аналізу [3, с. 70, 4, с. 130]. Тому широке застосування одержали авторегресійні моделі, у яких регресорами виступають лагові змінні, тобто змінні, вплив яких в економетричній моделі характеризується деяким запізнюванням [3-5]. Крім того, в роботі [3, с. 74] виявлено циклічність виробництва електроенергії в Україні, тому перспективним є виділення у часовому ряді тренду, сезонної та випадкової складових.

**Мета статті.** Головною метою цієї роботи є дослідження виробництва електричної енергії в Україні за місяцями і кварталами 2014-2015 рр. та прогноз на 2016 рік.

**Виклад основного матеріалу.** За даними Держкомстату виробництво електроенергії в Україні за місяцями 2014-2015 рр. складає, млн. кВт·год [6] (див. табл. 1).

Необхідно: а) визначити базисні та ланцюгові показники ряду динаміки; б) виділити з ряду динаміки тренд, сезонну та випадкову складові;

Виробництво електроенергії в Україні за місяцями 2014 – 2015 рр.

Рік	Виробництво електроенергії, млн. кВт · год											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2014	18040	16716	16310	14940	14223	13905	14444	13448	12663	14748	15770	16664
2015	15973	13971	14693	13312	12246	12437	12592	12041	11930	14145	14484	15444

Джерело: розроблено автором за даними [6]

в) побудувати одно- та двочленні авторегресійні моделі, перевірити їх адекватність; г) зробити точковий прогноз щодо виробництва електроенергії в Україні на 2016 рік.

Чисельні дані, наведені в таблиці 1, являють собою динамічний ряд. Наявність рядів динаміки потребує їх аналіз, що має за мету вивчення зміни явища за часом і встановлення його напрямку, характеру цієї зміни і вияв закономірності розвитку [7, с. 196]. Властивості рядів динаміки оцінюються за допомогою *аналітичних показників*. При цьому базою порівняння може бути змінний попередній рівень (розрахунок *ланцюговим способом*) або постійний віддалений за часом рівень (розрахунок *базисним способом*).

Розглянемо показники ряду динаміки.

*Абсолютний приріст* (або *зменшення*)  $\Delta_i$  відповідає швидкості зміни рівнів ряду і розраховується як різниця рівнів ряду:

$$а) \text{ базисний } \Delta_{i0} = y_i - y_0; \quad (1)$$

$$б) \text{ ланцюговий } \Delta_i = y_i - y_{i-1}, i = 1, n, \quad (2)$$

де  $n$  – кількість рівнів ряду динаміки.

*Темп зростання*  $K_i$  характеризує інтенсивність змін рівнів ряду і виражається у відсотках величинах числом або у процентах:

$$а) \text{ базисний } K_{i0} = \frac{y_i}{y_0}; \quad (3)$$

$$б) \text{ ланцюговий } K_i = \frac{y_i}{y_{i-1}} \quad (4)$$

*Темп приросту*  $T_i$  виражається в процентах і показує, на скільки рівень  $y_i$  більший (менший) від рівня, взятого за базу порівняння:

$$а) \text{ базисний } T_{i0} = \frac{\Delta_{i0}}{y_0} \cdot 100\% = \frac{y_i - y_0}{y_0} \cdot 100\%; \quad (5)$$

$$б) \text{ ланцюговий } T_i = \frac{\Delta_i}{y_{i-1}} \cdot 100\% = \frac{y_i - y_{i-1}}{y_{i-1}} \cdot 100\%. \quad (6)$$

*Абсолютне значення одного проценту приросту*  $A_i$  характеризує вагомність кожного проценту приросту і розраховується як відношення абсолютного приросту до темпу приросту:

$$A_i = \frac{\Delta_i}{T_i} = \frac{y_{i-1}}{100} = 0,01 y_{i-1}, \%. \quad (7)$$

Для вирівнювання динамічних рядів використовується *метод аналітичного вирівнювання*. В основі методу лежить встановлення функціональної залежності рівнів ряду від часу  $Y_t = f(t)$  з використанням кореляційно-регресивного аналізу, наприклад лінійна  $Y_t = a_0 + a_1 t$ , де  $a_0, a_1$  – параметри, які знаходяться методом найменших квадратів,  $t$  – порядковий номер періоду. Різні напрями змін за окремими місяцями рівнів даного ряду динаміки ускладнює висновки про основну тенденцію виробництва електричної енергії, тому для вирівнювання ряду динаміки використовуємо *метод збільшення інтервалів* [7, с. 202; 8, с. 468], тобто об'єднуємо відповідні місячні рівні у кварталні.

Моделювання часового ряду зводиться до розрахунку значень *тренду, сезонної та ви-*

*падкової складових* для кожного рівня ряду. Для цього використовується методика І.І. Єлисеєвої, М.М. Юзбашева [8, с. 501]:

1) За кварталними даними за всі роки розраховується рівняння тренду (*метод аналітичного вирівнювання*) та вирівняні за ним рівні, що позначаються  $\tilde{y}_{ij}$ , де  $i$  – номер року;  $j$  – номер кварталу.

2) Кожний фактичний рівень ділиться на відповідний вирівняний для розрахунку індексів сезонності  $C_{ij}$ .

3) Індeksi сезонності усереднюються за всі роки, одержуємо середні індeksi сезонності для кожного кварталу:

$$\bar{c}_j = \frac{\sum_{i=1}^k c_{ij}}{k}, \quad (8)$$

де  $i$  – номер року;  $k$  – кількість років;  $j$  – номер кварталу.

4) Вирівняні рівні помножуються на середні індeksi сезонності для відповідних кварталів, отримуємо вирівняні рівні з урахуванням сезонності  $\tilde{y}'_{ij}$ :

$$\tilde{y}'_{ij} = \tilde{y}_{ij} \cdot \bar{c}_j. \quad (9)$$

5) Обчислюються відхилення (та їхні квадрати) за рахунок сезонності:

$$u_{сез ij} = \tilde{y}'_{ij} - \tilde{y}_{ij}. \quad (10)$$

6) Визначаються відхилення (та їхні квадрати) за рахунок випадкових коливань:

$$u_{вип ij} = y_{ij} - \tilde{y}'_{ij}. \quad (11)$$

7) Розраховуються загальні відхилення:

$$u_{сез ij} + u_{вип ij} = y_{ij} - \tilde{y}_{ij} \quad (12)$$

Для побудови авторегресійних моделей використовується методика, що розроблена Ю.І. Лернером [3, с. 70; 4, с. 130]. Дано деякий ряд динаміки величини  $X$ . Ставиться проблема прогнозування значення величини на майбутній період по ряду попередніх значень за допомогою деякого рівняння регресії, зокрема, лінійного

$$\tilde{X}_t = a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + \dots + a_k X_{t-k} \quad (13)$$

з коефіцієнтами, що визначаються за методом найменших квадратів. Доведено, що залежність (13) в тому і тільки в тому разі відображає поведінку випадкової величини  $X$  в генеральній сукупності, якщо різниця між розрахунковими значеннями  $\tilde{X}_t$  по (13) і фактичними даними  $X_t$

$$\varepsilon_t = \tilde{X}_t - X_t \quad (14)$$

є величиною незалежною від часу. Ця умова замінюється двома іншими:

а) значення  $\varepsilon_t$  нормально розподілені; б) некорельовані між собою.

З огляду на те, що ряд  $\varepsilon_t$  містить невелику кількість членів, то умова а) не перевіряється. Таким чином, на практиці вважається достатньою перевірка неавтокорельованості залишків. Ця перевірка здійснюється таким чином. Скла-

дається ряд  $\varepsilon_{t+1}$ , який містить ті ж члени, що і  $\varepsilon_t$ , але зміщені на один період, причому  $\varepsilon_2$  займає перше, а  $\varepsilon_1$  останнє місце. Оскільки коефіцієнти (13) визначаються методом найменших квадратів, то  $\bar{\varepsilon}_i = \bar{\varepsilon}_{i+1} = \dots = 0$ .

Формула для визначення циклічного коефіцієнта автокореляції має вигляд:

$$r_i = r(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+i}) = \frac{\sum_{t=k+1}^n \varepsilon_t \varepsilon_{t+i}}{\sum_{t=k+1}^n \varepsilon_t^2}. \quad (15)$$

Аналогічно, при будь-якому  $i$ , тобто при зрушенні членів ряду  $\varepsilon_t$  на  $i$  періодів, обчислюємо

$$r_i = r(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+i}) = \frac{\sum_{t=k+1}^n \varepsilon_t \varepsilon_{t+i}}{\sum_{t=k+1}^n \varepsilon_t^2}, \quad (16)$$

де  $i = 1, 2, \dots (n - k - 1)$ .

Знайдені значення  $r_1, r_2, \dots, r_{n-k-1}$  перевіряємо за таблицею 5%-них і 1%-них рівнів ймовірності коефіцієнтів автокореляції і якщо при деякому  $i$  відповідне  $r_i$  показує істотну автокореляцію залишків, то рівняння (13) відкидається і число членів, включених в авторегресійну модель, підвищується (якщо довжина ряду дозволяє). Такий спосіб перевірки досить громіздкий, оскільки обчислення по (14) слід вести доти, доки не виявиться істотність  $r_i$  або ж для всіх  $i = 1, 2, \dots (n - k - 1)$  у разі неістотності всіх  $r_i$ .

Джон Нейман обґрунтував інший критерій, значно менш трудомісткий в застосуванні. Розглядається відношення середнього квадрата послідовних  $\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$  різниць до середнього квадрата  $\varepsilon_t$ :

$$K = \frac{\sum_{t=k+2}^n (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{n - k - 1} \cdot \frac{n'}{\sum_{t=k+2}^n \varepsilon_t^2}. \quad (17)$$

Для критерію  $K$  складена таблиця істотності при 5%-ному і 1%-ному рівнях значущості для різних значень  $n' = n - k$  ( $4 \leq n' \leq 60$ ). Якщо розрахункове значення  $K$  потрапляє в допустиму область при 5%-ному рівні значущості, приймаємо гіпотезу неавтокорельованості залишків  $\varepsilon_t$  і затверджуємо  $k$ -членну авторегресійну модель (13). Якщо ж  $K$  потрапляє в критичну область при 1%-ному рівні значущості, то відкидаємо гіпотезу неавтокорельованості залишків  $\varepsilon_t$  і відмовляємося від моделі (13), при цьому намагаємося збільшити кількість членів рівняння (якщо довжина ряду дозволяє). Помилка прогнозу по (13) визначається за дисперсією  $\varepsilon_t$ .

Оскільки  $\tilde{X}_t - X_t = \varepsilon_t$ ,

$$\text{то } P\left\{|\tilde{X}_t - X_t| \approx |\varepsilon_t| \leq \tau_\alpha \sigma_\varepsilon\right\} = P_\alpha \quad (18)$$

де  $P_\alpha$  – задана імовірність,  $P_\alpha = 1 - \alpha$ ,  $\tau_\alpha$  – відповідна межа з  $(n-k)$  ступенями волі за Стьюдентом.

Середнє квадратичне відхилення  $\sigma_\varepsilon$  визначається за формулою:

$$\sigma_\varepsilon = \sqrt{\frac{\sum_{t=k+1}^n \varepsilon_t^2}{n - k}}. \quad (19)$$

Проведено індексний аналіз за даними табл. 1. Результати індексного аналізу показують, що

в 4 кварталі 2015 року виробництво електричної енергії порівняно з 1 кварталом 2014 року збільшилося на 11047,1 млн. кВт·год, або в 1,33 рази (33,45%). Найбільший темп зростання виробництва електричної енергії порівняно з попереднім кварталом спостерігався у 2 кварталі 2014 р. (1,3%), найменший – у 2 кварталі 2015 р. (0,85%). Абсолютне значення 1% приросту у 2015 році зменшується поквартально (з 471,83 до 365,63 млн. кВт·год). Таким чином, розвиток електроенергетичної галузі України з виробництва електричної енергії є позитивним, а її показники збільшуються.

Проведено моделювання часового ряду, тобто виділено тренд, випадкову та сезонну складові [7, с. 201]. Для вирівнювання ряду динаміки використовувалася метод збільшення інтервалів та метод аналітичного вирівнювання. Визначено вид лінії тренду: лінійна функція, – та одержано її параметри:  $a_0 = 40887,1$ ;  $a_1 = 205,83$ . Це означає, що кожен квартал виробництво електричної енергії в Україні збільшується на 205,83 млн. кВт·год. Визначено індекси сезонності за місячними і квартальними даними. Із місячних даних видно, що найбільше електричної енергії вироблено в осінньо-зимовий період, а найменше – у весняно-літній. Максимум виробництва припадає січень, мінімум – на вересень. За квартальними даними сезонність виробництва електричної енергії має чітко виражений характер: спостерігається сезонний спад виробництва електричної енергії у середині року (6%) (весняно-літній період) і підйом наприкінці року на 10% (осінньо-зимовий період). Зроблено точковий прогноз щодо виробництва електричної енергії в Україні за кварталами 2016 року: 1 квартал – 42739,53 млн. кВт·год; 2-й – 43151,18 млн. кВт·год; 3-й – 43562,83 млн. кВт·год; 4-й – 43974,48 млн. кВт·год.

За даними табл. 1 складено одночленні або, за наявності автокорельованості залишків  $\varepsilon_t$ , двочленні моделі:

$$\tilde{y}_t = a_1 y_{t-1}; \quad (20)$$

$$\tilde{y}_t = a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2}. \quad (21)$$

Одержимо такі рівняння авторегресійної моделі: одночленне  $\tilde{y}_t = y_{t-1}$  ( $K = 1,68$ ) та двочленне  $\tilde{y}_t = 1,12y_{t-1} - 0,13y_{t-2}$  ( $K = 1,74$ ). При цьому побудовані авторегресійні моделі є адекватними за критерієм Неймана, оскільки значення  $K$  потрапляють в допустиму область при 5%-ному рівні значущості. Також авторегресійні моделі є прийнятними для прогнозування, тому що останні члени часового ряду потрапляють у довірчі інтервали з 95%-ною гарантійною імовірністю.

Графік рівнянь одно- та двочленної авторегресійних моделей виробництва електроенергії наведено на рис. 1.

Як видно з рис. 1, другий член двочленної моделі практично не впливає на отримані результати, тому можна обмежитися одночленною авторегресійною моделлю.

Визначимо точковий прогноз виробництва електроенергії в Україні на січень 2016 року:  $\tilde{y}_{25} = a_1 y_{24} = 0,99 \cdot 15444 = 15289,56$  млн. кВт·год, а дійсне значення згідно [6] складає 16033,5 млн. кВт·год, тобто різниця становить 4,6%. Точковий прогноз на лютий 2016 року складає  $\tilde{y}_{26} = a_1 y_{25} = 0,99 \cdot 15289,56 = 15136$  млн. кВт·год, а

дійсне значення згідно [6] – 14174,3 млн. кВт · год, тобто різниця – 6,4%. Таким чином, одночленна авторегресійна модель дає адекватний короткостроковий прогноз.

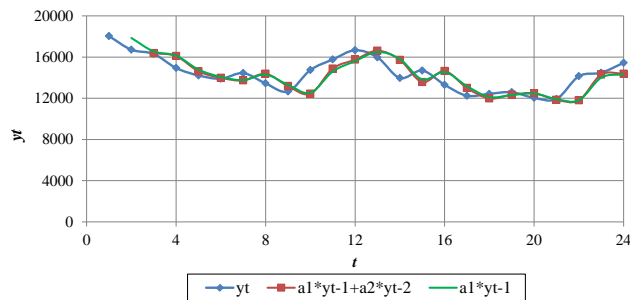


Рис. 1. Одно- та двочленні авторегресійні моделі

Джерело: розроблено автором

**Висновки і пропозиції.** 1. Результати індексного аналізу показують, що в 4 кварталі 2015 року виробництво електричної енергії порівняно з 1 кварталом 2014 року збільшилося на 11047,1 млн. кВт · год, або в 1,33 рази (33,45%). Найбільший темп зростання виробництва електричної енергії порівняно з попереднім кварталом спостерігався у 2 кварталі 2014 р. (1,3%), найменший – у 2 кварталі 2015 р. (0,85%). Абсолютне значення 1% приросту у 2015 році зменшується поквартально (з 471,83 до 365,63 млн. кВт · год). Таким чином, розвиток електроенергетичної галузі України з виробництва електричної енергії є позитивним, а її показники збільшуються.

2. Проведено моделювання часового ряду. Визначено вид лінії тренду: лінійна функція, – та одержано її параметри:  $a_0 = 40887,1$ ;  $a_1 = 205,83$ .

Це означає, що кожен квартал виробництво електричної енергії в Україні збільшується на 205,83 млн. кВт · год. Визначено індекси сезонності за місячними і кварталними даними. За місячними даними максимум виробництва припадає січень, мінімум – на вересень. За кварталними даними сезонність виробництва електричної енергії має чітко виражений характер: спостерігається сезонний спад виробництва електричної енергії у середині року (6%) (весняно-літній період) і підйом наприкінці року на 10% (осінньо-зимовий період). Зроблено точковий прогноз щодо виробництва електричної енергії в Україні за кварталами 2016 року: 1 квартал – 42739,53 млн. кВт · год; 2-й – 43151,18 млн. кВт · год; 3-й – 43562,83 млн. кВт · год; 4-й – 43974,48 млн. кВт · год.

3. Для моделювання виробництва електроенергії були обрані одно- та двохчленні авторегресійні моделі. Побудовані авторегресійні моделі є адекватними за критерієм Неймана та прийнятними для прогнозування, оскільки останні члени часового ряду потрапляють у довірчі інтервали з 95%-ною гарантією імовірністю. Результати моделювання показали, що другий член двохчленної моделі практично не впливає на отримані результати, тому можна обмежитися одночленною авторегресійною моделлю.

4. Визначено точковий прогноз виробництва електроенергії в Україні на січень і лютий 2016 року: 15289,86 млн. кВт · год, 15136,66 млн. кВт · год, які відрізняються від дійсних значень на 4,6% і 6,4% відповідно. Таким чином, одночленна авторегресійна модель дає адекватний короткостроковий прогноз.

## Список літератури:

1. Білоцерківський О. Б. Аналіз виробництва електроенергії в Україні з використанням показників динаміки / О. Б. Білоцерківський // Вісник НТУ «ХП». – 2008. – № 1. – С. 148-153.
2. Білоцерківський О. Б. Розробка економетричної моделі виробництва електроенергії в Україні за 2000-2005 рр. / О. Б. Білоцерківський, Н. В. Ширяєва // Матеріали Міжнар. наук.-практ. конф. «Проблеми соціально-економічного розвитку підприємств». – Х.: НТУ «ХП», 2008. – С. 63-64.
3. Білоцерківський О. Б. Сучасний стан і тенденції розвитку електроенергетики України / О. Б. Білоцерківський, Н. В. Ширяєва // Вісник НТУ «ХП». – Х.: НТУ «ХП». – 2015. – № 26 (1135). – С. 69-76.
4. Білоцерківський О. Б. Прогнозування операційних витрат із використанням авторегресійних моделей / О. Б. Білоцерківський, Ю. І. Лернер, П. О. Гавриш // Вісник НТУ «ХП». – 2012. – № 11. – С. 129-139.
5. Кремер Н. Ш. Эконометрика: учеб. для вузов / Н. Ш. Кремер, Б. А. Путко. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2005. – 311 с.
6. <http://www.ukrstat.gov.ua>
7. Лугінін О. Є. Статистика: Підручник / О. Є. Лугінін, С. В. Білоусова. – К.: Центр навчальної літератури, 2005. – 580 с.
8. Елисеєва И. И. Общая теория статистики: учебник / И. И. Елисеєва, М. М. Юзбашев. – М.: Финансы и статистика, 2004. – 656 с.

**Белоцерковский А.Б.**

Национальный технический университет  
«Харьковский политехнический институт»

## СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ПРОИЗВОДСТВА ЭЛЕКТРОЭНЕРГИИ В УКРАИНЕ

### Аннотация

Исследовано современное состояние и тенденции развития электроэнергетики Украины. Рассмотрено производство электроэнергии в Украине по месяцам и кварталам 2014-2015 гг. Рассчитаны аналитические показатели ряда динамики. Из ряда динамики выделен тренд, сезонная и случайная составляющие. Построены одночленные и двухчленные регрессионные модели. Сделан точечный прогноз производства электроэнергии на 2016 год.

**Ключевые слова:** электроэнергия, базисные и цепные показатели ряда динамики, тренд, сезонная и случайная составляющие, авторегрессионные модели, точечный прогноз.



**Bilotserkivskiy O.B.**

National Technical University  
«Kharkov Polytechnic Institute»

## **STATISTICAL ANALYSIS OF ELECTRO-ENERGY PRODUCTION IN UKRAINE**

### **Summary**

The current state and trends of electro-energy in Ukraine were investigated. Ukrainian electro-energy production for months and quarters of 2014-2015 was analyzed. Basis and chain time series parameters were analytically calculated. From the time series the trend, seasonal and random components were obtained. One- and two-term autoregressive models were constructed. A point forecast of energy production for 2016 was made.

**Keywords:** electro-energy, basis and chain time series parameters, autoregressive models, trend, seasonal and random components, a point forecast.